1. Test d'ajustement (p.307)

La procédure de test requiert un échantillon aléatoire de taille n de la variable X, dont la fonction de densité de probabilité est inconnue. Ces n observations sont disposées dans un tableau de fréquence à K classes. Soit O_i , la fréquence observée dans la i-ième classe. À l'aide de la distribution hypothétique, on calcule la fréquence espérée dans la i-ième classe E_i . Les hypothèses sont :

- H_0 : La loi proposée est un bon modèle pour cette variable.
- H_1 : La loi proposée n'est pas un bon modèle pour cette variable.

La statistique de test est :

$$U_0 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

Il s'avère que U_0 obéit approximativement à la loi de khi-carré avec k-p-1 degrés de liberté où p représente le nombre de paramètres de la distribution hypothétique estimée à partir de l'échantillon. On rejette l'hypothèse que X obéit à la distribution hypothétique si $u_0 > \chi^2_{\alpha;k-p-1}$.

2. Test d'indépendance (p.313)

On désire tester l'hypothèse que les variables X_1 et X_2 sont indépendantes. Si l'on rejette cette hypothèse, on conclut qu'il existe une interaction entre les deux critères de classement. La statistique de test présentée est approximative, mais est valide pour les grandes tailles d'échantillon.

Supposons que p_{ij} est la probabilité qu'un élément choisi au hasard est dans la ij-ième

cellule, c'est-à-dire que $X_1=i$ et $X_2=j$. Dans la mesure où les deux classements sont indépendants, alors $p_{ij}=w_iv_j=P(X_1=i)P(X_2=j)$ où $w_i=P(X_1=i)$ est la probabilité qu'un élément choisi au hasard prenne la i-ième valeur de X_1 et $v_j=P(X_2=j)$, la probabilité qu'un élément choisi au hasard prenne la j-ième valeur de X_2 . Les estimateurs de vraisemblance de w_i et v_j sont :

$$\hat{w}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^c O_{ij}, \quad \hat{v}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r O_{ij} \Rightarrow \hat{E}_{ij} = n \hat{w}_i \hat{v}_j = \frac{1}{n} \sum_{m=1}^c O_{im} \sum_{k=1}^r O_{kj}$$

Pour les grandes tailles n, on a la distribution approximative suivante :

$$U_0 = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{c} \frac{(O_{ij} - \hat{E}_{ij})^2}{\hat{E}_{ij}} \sim \chi^2_{(r-1)(c-1)}$$

On rejette l'hypothèse d'indépendance si $u_0>\chi^2_{\alpha;(r-1)(c-1)}$

Valeurs de X ₁	Valeurs de X ₂			
	1	2		C
1	O_{11}	O_{12}	consists and band	O_{1c}
2	O_{21}	O_{22}		O_{2c}
	A STATE OF THE STA			
morning at les visits	004-00E 1800			
	100 to 10			0
r	O_{r1}	O_{r2}	•••	O_{rc}

Figure 1 – Le tableau de contingence (r lignes et c colonnes)